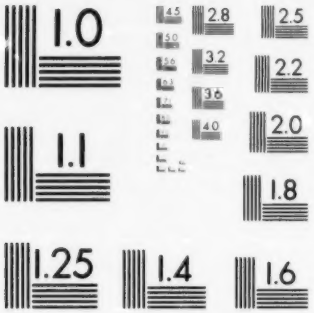
MS109

Micromedia Limited

The contents of this microfiche are copyright by the publisher of the original document. Please contact the original publisher for guidance in copyright matters.



MICROCOPY RESOLUTION TEST CHART
NATIONAL BUREAU OF STANDARDS
STANDARD REFERENCE MATERIAL 1010a
(ANSI and ISO TEST CHART No. 2)

This statement was filmed with this document. If the pages of the document are less clear than this statement it is due to the poor photographic quality of the document.

NATIONAL MICROGRAPHICS ASSOCIATION

24x

Progress Notes **Canadian Wildlife Service**

Progress Notes contain timely data and conclusions and are presented as a service to other wildlife biologists and agencies.

Disponible également en français

No. 172, January 1988

The use of knock-down tags to detect changes in occupancy among burrow-nesting seabirds: What is an adequate sample size?

by A.J. Gaston[1] and B.T. Collins[1]

Introduction

A major problem in taking a census of burrow-nesting seabirds is to decide what proportion of burrows is actually occupied. Where burrows are long, it may be necessary to dig one or more access tunnels to find the nest chamber and determine whether it is occupied by a bird, egg or chick. The disturbance thus created may cause birds to desert and may alter the structure of the breeding habitat. In either case this affects the chances of future occupation. If the census is being conducted to detect population trends, such disturbances will reduce the validity of subsequent observations. Hence, there is a definite need for a method of determining burrow occupancy with minimum disturbance.

Small markers, such as toothpicks, twigs or plastic tags, set up in burrow entrances are frequently used to establish whether a burrow is entered (Boersma and Wheelwright 1979, Grant *et al.* 1983, Jones 1985). However, not all occupied burrows are entered nightly, and some unoccupied burrows will be entered by prospecting birds. Occupied burrows cannot therefore with certainty be distinguished from unoccupied burrows by this technique.

While studying the breeding biology of Ancient Murrelets (*Synthliboramphus antiquus*) at Reef Island, British Columbia, we found that any investigation of burrows that involved digging caused some birds to desert (Gaston *et al.* In press). In an attempt to avoid desertions, we examined the feasibility of using the mean frequency with which burrow tags were knocked down to monitor year-to-year changes in the proportion of burrows occupied. In this paper we use observed frequencies of knock-downs at known occupied and unoccupied burrows to predict the sample sizes necessary to detect a given level of change. For a given reduction in the proportion of burrows occupied we ask, "Using only knock-down tags, how many burrows must be monitored nightly and for how long to detect the change with 80% power?"

Methods

We recorded tag knock-downs nightly over three breeding seasons at two study areas each containing about 40 burrows, about 60% of which were occupied. The status of all burrows was determined by direct inspection. The proportion of burrows where knock-downs occurred varied with date and weather, reflecting the frequency with which birds visited the colony (Gaston *et al.* In press). However, irrespective of conditions, knock-downs were approximately twice as frequent at occupied burrows as at unoccupied burrows. This was true at both plots, despite the fact that frequencies for both types of burrow were consistently higher at one plot than at the other. In our study, two visits—the first to set up the tags at a burrow entrance and the second the next day to record the knock-downs—constituted one night of observation.

Assuming that F is the unknown proportion of burrows that are occupied, we considered a model in which knock-downs at both types of burrow occurred randomly, the frequency at occupied burrows being P_o and that at unoccupied burrows P_u. The probability of observing x knock-downs in K nights at a randomly selected burrow is then given by:

$$P(x) = F\binom{K}{x} P_o^x (1-P_o)^{K-x} + (1-F)\binom{K}{x} P_u^x (1-P_u)^{K-x} \quad [1]$$

which is a mixture of two binomial distributions. Let G denote the probability of observing c or more knock-downs at a randomly selected burrow:

$$G = \sum_{x=c}^{K} P(x) \quad [2]$$

For a large sample of burrows, the proportion that had c or more knock-downs over K nights would follow a binomial distribution. This proportion can be compared between two surveys of the same colony using the arcsine square root transformation (Sokal and Rohlf 1982). The sample size required to detect a given change in proportion occupied with a fixed probability can be calculated using a formula given by Mace (1964). We performed a series of calculations to observe how changes in different variables affect the number of burrows and the number of nights of observations required to detect with 80% power a given change ($D = F_1 - F_2$) between one survey and the next. (A subscript has been added to the proportion of burrows occupied to indicate first and second surveys). In the calculations that follow all comparisons between colonies were assumed to be done using two-sided t-tests at the 5% significance level, and sample sizes were selected to achieve 80% power.

Results

We first examined the effect of the initial proportion of burrows occupied (F_1) on the sample size required to detect a given change in occupancy. It is desirable that F_1 not affect the required sample size too much, because when F_1 is unknown it is necessary to select the largest required sample size over all possible values of F_1. If the required sample size varies substantially with F_1, then unnecessarily large data requirements can be imposed. Sample sizes were lower as F_1 approached 0 and 1, with a maximum near the centre of the range. There was little variation over

[1] CWS, Ottawa, Ont., Canada K1A 0H3

the range 0.5–0.8 (Fig. 1). In subsequent results presented, all sample sizes given are the maxima calculated for F_1 in the range 0.2–0.8 and hence represent the worst possible cases.

The value of c that requires the smallest sample size to achieve the required power varies with F_1 (Fig. 1); the value of F_1, where the changes in the optimum c value occur, varies with D. The maxima, however, tend to occur within the same value for c for varying values of D. For example, in Figure 1, selecting $c = 4$ provides the minimum sample size for all values of D presented. This is advantageous because one value of c can be chosen that provides the required power independent of the difference to be detected.

Required sample size decreased with increasing values of P_o (Fig. 2). It also decreased with an increase in the ratio P_u/P_o (Fig. 3) and with an increase in K, the number of nights of observations (Fig. 4). To detect a difference (D) of 0.2 between one survey and the next, where $P_o = 0.5$, we require a sample of 450 burrows if checking is carried out for 5 nights, 250 burrows for 10 nights, 180 burrows for 15 nights or 150 burrows for 20 nights.

Discussion

For Ancient Murrelets, the probability of a knock-down increases slightly over the breeding season. Consequently, for this species, it would be necessary to make comparisons at the same stage of breeding. However, the seasonal effect is fairly slight (Gaston *et al.* In press). Provided that observations are made when fewer than 25% of chicks have left the colony, our results should give a fair indication of the accuracy that might be expected for a given level of effort.

Our experience with the Reef Island colony suggests that 250 Ancient Murrelet burrows is probably about the maximum that can be conveniently checked nightly. In a denser colony the number might be considerably higher. With a sample of 250 burrows, at least 10 nights of observations are required to detect a difference of 20% in the proportion occupied. A difference of 20% in occupancy between one year and another at a colony where 60% of the burrows were occupied originally is equivalent to a 33% change in the population. If we used a sample sufficient to detect only a 30% difference in occupancy, we could not be sure that anything was changing until half the population had gone, which would surely be too late.

In the Queen Charlotte Islands, occupancy rates are generally 50–70%, except at Langara Island, where they are considerably lower (M. Lemon and M. Rodway pers. comm.). The colony at Langara Island has declined considerably over the past 20 years (Nelson and Myres 1976, Vermeer *et al.* 1984). Hence, an occupancy rate of 50–70% is probably normal for a stable population. If this is the case, a monitoring program based on 10 nights of observations at 250 burrows would probably provide proof of declines amounting to a one-third reduction in the population.

Our results suggest that knock-downs can provide statistically meaningful results with manageable sample sizes. The method has some potential for detecting changes in population that are not reflected in changes in the number of burrows or in the total area of the colony. Because non-breeding prospectors enter unoccupied burrows from time to time, these burrows may retain the outward appearance of occupancy for some years after they have ceased to be used. It is possible, but unproved, that declining colonies continue to appear active until most of the population has gone, then suddenly fall into decay when close to extinction because visits by prospectors become too infrequent to keep burrow entrances from being clogged by falling leaves, twigs and other debris. In this sort of situation, changes in knock-down frequencies could provide a useful early warning of population decline.

Similar techniques might be appropriate for other burrow-nesting seabirds that are susceptible to disturbance. Prior observations at burrows of known occupancy would be necessary to determine the relationship between P_o and P_u. Both these variables and F_1 are likely to be specific to particular species or colonies. If P_o and P_u can be estimated or are known from observations elsewhere, Figures 2 and 3 should provide a rough guide to the sample sizes required.

Acknowledgements

We thank Steve Wendt and Hugh Boyd for their helpful comments on earlier drafts of this manuscript. Research on Ancient Murrelets at Reef Island was funded by Headquarters Region, Canadian Wildlife Service.

References

Boersma, P.D.; Wheelwright, N.T. 1979. Egg neglect in the Procellariiformes: reproductive adaptations in the Fork-tailed Storm-Petrel. Condor 81: 157–165.

Gaston, A.J.; Jones, I.L.; Noble, D.G. In press. How to monitor changes in Ancient Murrelet populations. Colon. Waterbirds.

Grant, G.S.; Warham, J.; Pettit, T.N.; Whittow, G.C. 1983. Reproductive behaviour and vocalizations of the Bonin Petrel. Wilson Bull. 95: 522–539.

Jones, I.L. 1985. Structure and function of vocalizations and related behaviour of the Ancient Murrelet *Synthliboramphus antiquus*. M. Sc. thesis, University of Toronto.

Mace, A.E. 1964. Sample size determination. Reinhold, New York.

Nelson, R.W.; Myres, M.T. 1976. Declines in population of Peregrine Falcons and their seabird prey at Langara Island, British Columbia. Condor 78: 281–293.

Vermeer, K.; Sealy, S.G.; Lemon, M.; Rodway, M. 1984. Predation and potential environmental perturbances on Ancient Murrelets nesting in British Columbia. Pages 757–770 *in* J.P. Croxall, P.G.H. Evans and R.W. Schreiber, eds., Status and conservation of the world's seabirds. International Council for Bird Preservation, Cambridge, U.K.

Figure 1
Required sample size for a two-sided test at the 0.05 significance level with power = 0.80 plotted against initial proportion of burrows occupied using 10 nights of observation and assuming $P_o = 0.5$ and $P_u = 0.25$

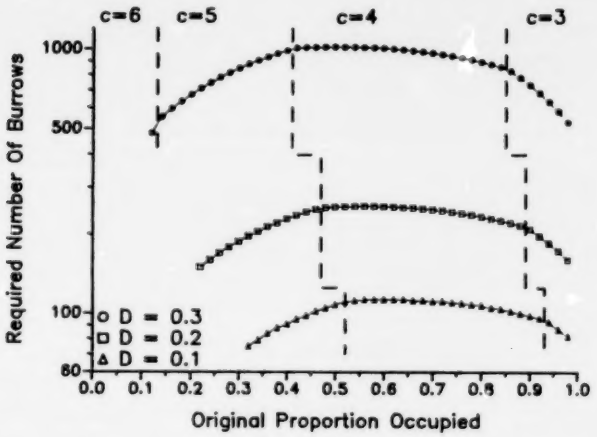


Figure 2
Required sample size for a two-sided test at the 0.05 significance level with power = 0.80 plotted against difference in proportion of occupied burrows required to be detected using 10 nights of observation and assuming $P_u = P_o/2$

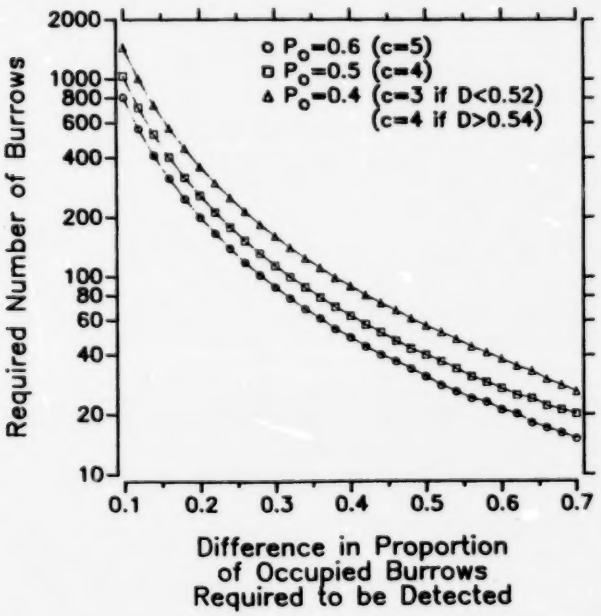


Figure 3
Required sample size for a two-sided test at the 0.05 significance level with power = 0.80 plotted against difference in proportion of occupied burrows required to be detected using 10 nights of observation and assuming $P_o = 0.5$

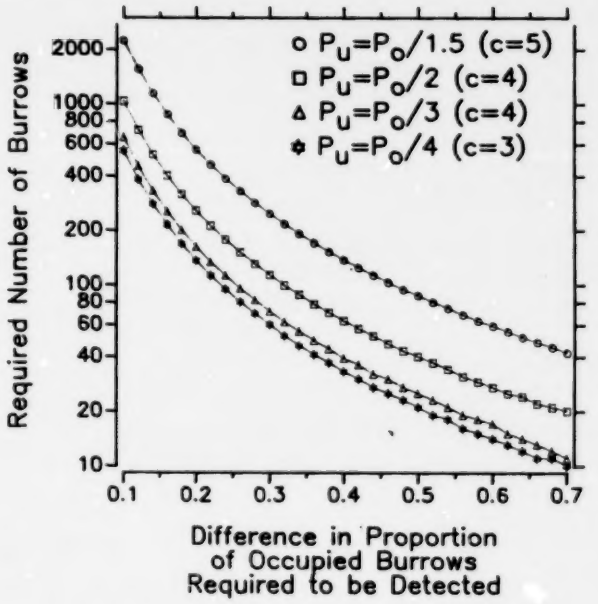
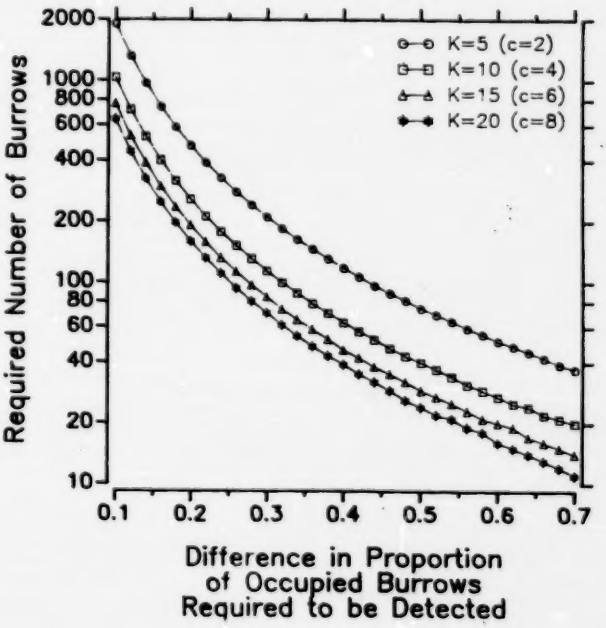


Figure 4
Required sample size for a two-sided test at the 0.05 significance level with power = 0.80 plotted against difference in proportion of occupied burrows required to be detected assuming $P_o = 0.50$ and $P_u = 0.25$



Appendix 1
Calculation of required sample size for the binomial distribution using the arcsine square root transformation

Given the parameters F_1, D, P_o, P_u, K and c, the probability of c or more knock-downs at colonies 1 and 2 (G_1 and G_2 respectively) can be calculated using equations [1] and [2]. The arcsine square root transformation changes a binomial random variable into an approximately normally distributed random variable with variance 1. The required sample size (n) for a two-sided t-test with significance level a to achieve power b can then be calculated as:

$$n = 2\frac{[u(a/2) + u(b)]^2}{d}$$

where $u(a/2)$ denotes the lower $a/2$ percentile of the normal distribution, $u(b)$ denotes the lower b percentile of the normal distribution, and $d = 2[\text{arcsine}(G_1) - \text{arcsine}(G_2)]$

For example, assume that the knock-down rate at occupied burrows (P_o) is 0.50 and that at unoccupied burrows (P_u) is 0.25. We want to calculate the number of burrows required to attain a power of 80% in detecting a change in occupancy from $F_1 = 0.60$ to $F_2 = 0.40$, using a two-sided t-test at the 5% significance level when observing for 10 nights and setting $c = 4$. The probability of observing four or more knock-downs at a random nest selected from colony 1 is 0.5865 and from colony 2 is 0.4657. Using the arcsine square root transformation gives $d = 0.24255$. From tables of the normal distribution, $u(0.25) = 1.96$ and $u(0.10) = 0.85$. The required sample size is then calculated:

$$n = 2\frac{(1.96 + 0.85)^2}{0.2425}$$
$$= 268$$

Cahiers de biologie — **Service canadien de la faune**

Ces cahiers renferment des données et des conclusions à propos de nature à intéresser les biologistes d'autres organismes.

Also available in English

N° 172, janvier 1988

Utilisation de marqueurs de présence pour déterminer les variations du taux d'occupation de colonies d'oiseaux de mer nichant dans des terriers : calcul de la taille appropriée de l'échantillon

par A.J. Gaston[1] et B.T. Collins[1]

Introduction

Les recensements de populations d'oiseaux de mer qui nichent dans des terriers comportent une importante inconnue : dans quelle proportion les terriers sont-ils réellement occupés? Quand les terriers sont longs, il peut être nécessaire de creuser un ou plusieurs tunnels d'accès pour trouver la chambre de nidification et déterminer s'il s'y trouve un oiseau, un oeuf ou un poussin. La perturbation ainsi créée peut faire fuir les oiseaux et altérer la structure de l'habitat de reproduction. Dans un cas comme dans l'autre, il y a des risques que les terriers ne soient plus utilisés à l'avenir et, si le recensement vise à déterminer les tendances d'une population, la validité des observations ultérieures s'en trouvera compromise. C'est pourquoi il importe de trouver une méthode permettant de déterminer le taux d'occupation des terriers en perturbant le milieu le moins possible.

On utilise souvent de petits marqueurs, comme des cure-dents, des brindilles ou des étiquettes de plastique, pour vérifier si des oiseaux sont entrés dans les terriers (Boersma et Wheelwright, 1979; Grant *et al.*, 1983; Jones, 1985). Toutefois, les oiseaux n'entrent pas toujours la nuit dans les terriers occupés et certains terriers inoccupés sont visités par des individus qui ne s'y établissent pas nécessairement. Dès lors, l'utilisation de marqueurs ne permet pas toujours de distinguer avec certitude les terriers occupés de ceux qui ne le sont pas.

Au cours d'une étude de la biologie de reproduction d'Alques à cou blanc (*Synthliboramphus antiquus*) dans l'île Reef, en Colombie-Britannique, nous avons constaté que les observations nécessitant le creusage de tunnels faisaient fuir certains oiseaux (Gaston *et al.*, sous presse). Pour éviter les désertions, nous avons examiné la possibilité de surveiller les variations interannuelles de la proportion de terriers occupés à partir de la fréquence moyenne à laquelle les marqueurs de présence étaient renversés. Dans le présent article, nous utiliserons la fréquence observée de renversement de marqueurs à l'entrée de terriers que l'on sait occupés ou inoccupés pour calculer la taille de l'échantillon nécessaire à la détermination d'un niveau donné de variation du taux d'occupation. Face à une réduction donnée de la proportion de terriers occupés, nous nous posons la question suivante : si nous n'utilisons que la méthode de renversement des marqueurs de présence, combien de terriers doivent être surveillés de nuit, et durant quelle période, pour déterminer la variation du taux d'occupation à un degré de certitude de 80 %?

[1] SCF, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0H3

Méthodes

Nous avons déterminé le nombre de marqueurs renversés pendant la nuit au cours de trois saisons de reproduction, dans deux zones comprenant chacune quelque 40 terriers, dont environ 60 % étaient occupés. Nous avons vérifié par inspection directe si les terriers étaient occupés. La proportion des terriers devant lesquels les marqueurs étaient renversés variait selon le jour et les conditions météorologiques, ce qui indique la fréquence à laquelle les oiseaux visitaient la colonie (Gaston *et al.* , sous presse). Toutefois, quelles que soient les conditions, la fréquence de renversement des marqueurs était environ deux fois plus élevée devant les terriers occupés que devant les terriers inoccupés et ce, dans les deux zones étudiées, même si la fréquence de renversement des marqueurs — que les terriers aient été occupés ou pas — était constamment plus élevée dans une zone que dans l'autre. Pour les besoins de notre étude, une nuit d'observation correspond à deux visites : la première pour placer les marqueurs à l'entrée des terriers et la seconde, le lendemain, pour compter le nombre de marqueurs renversés.

En supposant que F est la proportion inconnue des terriers occupés, nous avons considéré un modèle selon lequel les marqueurs de présence étaient renversés au hasard, que les terriers soient occupés ou pas, la fréquence de renversement aux terriers occupés et aux terriers inoccupés étant respectivement P_o et P_u. Ainsi donc, la probabilité que x marqueurs soient renversés pendant K nuits devant un terrier choisi au hasard est fournie par l'équation suivante :

$$P(x) = F\binom{K}{x} P_o^x (1-P_o)^{K-x} + (1-F)\binom{K}{x} P_u^x (1-P_u)^{K-x} \quad [1]$$

qui est un mélange de deux distributions binomiales. Soit G la probabilité d'observer un marqueur de présence renversé au moins c fois devant un terrier choisi au hasard,

$$G = \sum_{x=c}^{K} P(x) \quad [2]$$

En présence d'un grand échantillon, la proportion de terriers devant lesquels le marqueur a été renversé au moins c fois en K nuits suivrait une distribution binomiale. On peut comparer cette proportion entre deux recensements dans une même colonie par la transformation de la racine carrée de l'arc-sinus (Sokal et Rohlf, 1982). On peut aussi calculer à l'aide de la formule élaborée par Mace (1964) la taille de l'échantillon nécessaire à la détection d'un changement donné de la proportion de terriers occupés à un taux de probabilité fixe. Nous avons effectué une série de calculs afin d'observer comment les fluctuations de la valeur de différentes variables influent sur le nombre de

terriers occupés et le nombre de nuits d'observation nécessaires à la détection d'une variation donnée ($D = F_1 - F_2$) d'un recensement à l'autre à un degré de certitude de 80 %. (Les indices inférieurs indiquent respectivement les premier et second recensements.) Dans les calculs suivants, nous avons supposé que toutes les comparaisons entre colonies avaient été faites au moyen de tests *t* bilatéraux au niveau de signification de 5 % et choisi des tailles d'échantillons permettant d'obtenir un taux de certitude de 80 %.

Résultats

Nous avons d'abord examiné l'effet de la proportion initiale de terriers occupés (F_1) sur la taille de l'échantillon nécessaire à la détection d'une variation donnée du taux d'occupation. Il est souhaitable que la valeur de F_1 n'exerce pas une trop grande influence sur la taille voulue de l'échantillon car, quand cette valeur est inconnue, il faut choisir la taille la plus grande possible parmi toutes les valeurs possibles de F_1. Si la taille souhaitée de l'échantillon varie grandement en fonction de la valeur de F_1, il peut être nécessaire d'obtenir une quantité inutilement grande de données. Cette taille diminuait quand la valeur de F_1 était proche de 0 et de 1, atteignant un maximum au centre de la plage. Il y avait peu de variations dans la plage de 0,5 à 0,8 (figure 1). Dans les résultats présentés ultérieurement, toutes les tailles d'échantillon en présence sont les maxima calculés pour une valeur de F_1 comprise dans la plage de 0,2 à 0,8; elles représentent donc les pires cas.

La valeur de *c* qui nécessite la taille d'échantillon la plus petite pour l'obtention du degré de certitude désiré varie en fonction de celle de F_1 (figure 1). Quand il se produit des variations de la valeur optimale de *c*, la valeur de F_1 varie en fonction de celle de *D*. Toutefois, les valeurs maximales de F_1 ont tendance à toujours correspondre à la même valeur de *c* même si celle de *D* varie. Ainsi, dans la figure 1, le choix d'une valeur de 4 pour *c* fournit la taille minimale d'échantillon pour toutes les valeurs de *D* en présence, ce qui est avantageux car on peut choisir une valeur de *c* qui permet d'atteindre le degré de certitude désiré, indépendamment de la différence à détecter.

La taille d'échantillon nécessaire était inversement proportionnelle à la valeur de P_o (figure 2), du rapport P_u/P_o (figure 3) et de *K*, le nombre de nuits d'observation (figure 4). Pour déceler une différence (*D*) de 0,2 entre un recensement et un autre quand $P_o = 0,5$, il faut un échantillon de 450 terriers si les observations ont lieu pendant 5 nuits, de 250 terriers si elles ont lieu pendant 10 nuits, de 180 terriers si elles ont lieu pendant 15 nuits ou de 150 terriers si elles ont lieu pendant 20 nuits.

Analyse des résultats

Dans le cas des Alques à cou blanc, la probabilité de visite des terriers augmente légèrement à mesure que la saison de nidification avance. En conséquence, il faudrait faire des comparaisons au même stade de la reproduction en ce qui touche cette espèce. Toutefois, la saison exerce une influence passablement minime (Gaston *et al.*, sous presse). Pourvu que les observations aient lieu quand moins de 25 % des petits ont quitté la colonie, les résultats devraient donner une bonne indication de la précision à laquelle on peut s'attendre pour un niveau d'effort donné.

Nos études de la colonie de l'île Reef portent à croire qu'on ne peut probablement inspecter qu'environ 250 terriers d'Alques à cou blanc chaque nuit. Ce nombre pourrait être beaucoup plus élevé dans les colonies d'une densité plus grande. En présence d'un échantillon de 250 terriers, il faut compter au moins 10 nuits d'observation pour déceler une différence de 20 % dans la proportion des terriers occupés. Un écart de 20 % du taux d'occupation d'une année à l'autre dans une colonie dont 60 % des terriers étaient occupés initialement équivaut à une variation de 33 % de la population. Si l'on disposait d'un échantillon suffisant pour déceler une différence de seulement 30 % dans le taux d'occupation, nous ne pourrions être sûrs que la population varie jusqu'à ce que la moitié des individus soient partis, auquel cas il serait certainement trop tard.

Dans les îles de la Reine-Charlotte, le taux d'occupation des colonies varie généralement de 50 à 70 %, sauf dans l'île de Langara, où il est considérablement inférieur (M. Lemon et M. Rodway, comm. pers.). En effet, à ce dernier endroit, la population a fortement diminué ces vingt dernières années (Nelson et Myres, 1976; Vermeer *et al.*, 1984). Ainsi donc, le taux d'occupation normal dans une population stable est probablement de 50 à 70 %. Le cas échéant, l'exécution d'un programme de surveillance impliquant 10 nuits d'observation dans une colonie de 250 terriers permettrait probablement de constater une diminution de la population équivalant au tiers des individus.

Les résultats que nous avons obtenus indiquent que l'utilisation de marqueurs de présence peut permettre de produire des données significatives du point de vue statistique à partir d'échantillons de taille appropriée. La méthode pourrait permettre de déceler des variations de population que ne révèlent pas les changements dans le nombre de terriers occupés ni l'observation de l'étendue totale des colonies. Comme des oiseaux non reproducteurs entrent parfois dans des terriers sans s'y établir, ces terriers peuvent avoir l'air occupés de l'extérieur pendant un certain nombre d'années après avoir abrité des nicheurs. Il se peut—bien que cela n'ait pas été vérifié—que des colonies en déclin continuent de paraître actives jusqu'à ce que la plupart de leurs membres les aient quittées puis qu'elles déclinent soudainement une fois proches du seuil de l'extinction parce que les visites d'oiseaux deviennent trop rares pour empêcher que l'entrée des terriers ne soit obstruée par des feuilles mortes, des brindilles et d'autres débris. Dans des situations de ce genre, l'utilisation de marqueurs de présence en vue de déterminer les variations de la fréquence des visites pourrait permettre de prévoir le déclin d'une population.

Des méthodes similaires pourraient convenir à l'étude d'autres oiseaux de mer qui nichent dans des terriers et qui sont sensibles au perturbations. Il faudrait dans ce cas effectuer des observations préalables de terriers que l'on sait occupés pour déterminer les rapports entre P_o et P_u. Ces deux variables, ainsi que F_1, sont vraisemblablement

propres à des espèces ou à des colonies particulières. Si les valeurs de P_o et de P_u sont connues, ou si l'on peut les estimer, à partir d'observations faites ailleurs, les figures 2 et 3 devraient fournir une indication approximative de la taille que devraient avoir les populations à étudier.

Remerciements

Nous remercions Steve Wendt et Hugh Boyd, qui nous ont fourni des commentaires utiles sur les premières ébauches du présent article. Les recherches sur les Alques à cou blanc de l'île Reef ont été financées par l'Administration centrale du Service canadien de la faune.

Références

Boersma, P.D.; Wheelwright, N.T. 1979. Egg neglect in the Procellariiformes : reproductive adaptations in the Fork-tailed Storm-Petrel. Condor, 81: 157–165.

Gaston, A.J.; Jones, I.L.; Noble, D.G. How to monitor changes in Ancient Murrelet populations. Colon. Waterbirds (sous presse).

Grant, G.S.; Warham, J.; Pettit, T.N.; Whittow, G.C. 1983. Reproductive behaviour and vocalizations of the Bonin Petrel. Wilson Bull. 95: 522–539.

Jones, I.L. 1985. Structure and function of vocalizations and related behaviour of the Ancient Murrelet *Synthliboramphus antiquus*, mémoire de maîtrise ès sciences, University of Toronto.

Mace, A.E. 1964. Sample size determination. Reinhold, New York.

Nelson, R.W ; Myres, M.T. 1976. Declines in population of Peregrine Falcons and their seabird prey at Langara Island, British Columbia. Condor 78: 281–293.

Vermeer, K.; Sealy, S.G.; Lemon, M.; Rodway, M. 1984. Predation and potential environmental perturbances on Ancient Murrelets nesting in British Columbia. Pages 757 à 770 *dans* J.P. Croxall, P.G.H. Evans et R.W. Schreiber, réd., Status and conservation of the world's seabirds. Conseil international pour la préservation des oiseaux, Cambridge, R.-U.

Annexe 1

Calcul de la taille appropriée d'une population pour la distribution binomiale par la transformation de la racine carrée de l'arc-sinus

Étant donné les paramètres F_1, D, P_o, P_u, K et c, la probabilité de déceler au moins c visites de terriers dans les colonies 1 et 2 (respectivement (G_1 et G_2) peut être calculée au moyen des équations [1] et [2]. La transformation de la racine carrée de l'arc-sinus change une variable aléatoire binomiale en une variable aléatoire à peu près normalement distribuée avec la variance 1. Par conséquent, on peut calculer de la façon suivante la taille nécessaire de l'échantillon (n) pour l'exécution d'un test t bilatéral au niveau de signification a pour atteindre le degré de certitude b :

$$n = 2\,\frac{[u(a/2) + u(b)]^2}{d}$$

où $u(a/2)$ désigne le centile $a/2$ inférieur de la distribution normale, $u(b)$ le centile b inférieur de la distribution normale et d = 2[arc-sinus (G_1) − arc-sinus (G_2)].

Supposons, par exemple, que le taux de visite des terriers est de 0,50 aux terriers occupés (P_o) et de 0,25 aux terriers inoccupés (P_u). Nous voulons calculer le nombre de terriers nécessaire pour la détection d'un changement du taux d'occupation depuis F_1 = 0,60 jusqu'à F_2 = 0,40 avec un degré de certitude de 80 % au moyen d'un test t bilatéral au niveau de signification de 5 % (observations pendant 10 nuits et c = 4). La probabilité de déceler au moins quatre visites d'un terrier choisi au hasard est de 0,5865 dans la colonie 1 et de 0,4657 dans la colonie 2. Si l'on utilise la transformation de la racine carrée de l'arc-sinus, d = 0,24255. D'après les tables de la distribution normale, $u(0,25)$ = 1,96 et $u(0,10)$ = 0,85. La taille nécessaire de l'échantillon est donc calculée comme suit :

$$n = 2\,\frac{(1,96 + 0,85)^2}{0,2425}$$

$$= 268$$

Figure 1
Taille nécessaire de l'échantillon pour l'exécution d'un test bilatéral au niveau de signification de 0,05 et à un degré de certitude de 0,80 en fonction de la proportion initiale de terriers occupés (10 nuits d'observation; P_o = 0,5 et P_u = 0,25)

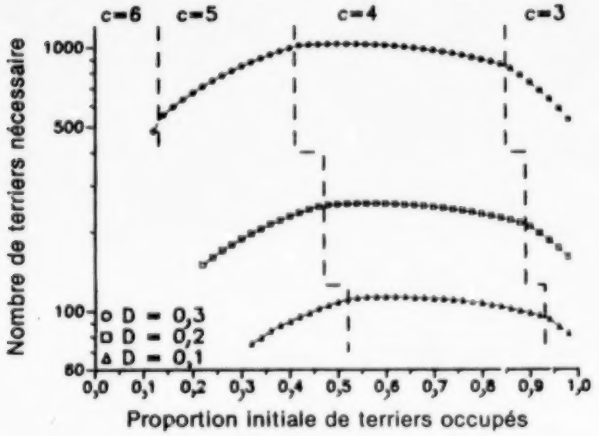


Figure 2
Taille nécessaire de l'échantillon pour l'exécution d'un test bilatéral au niveau de signification de 0,05 et à un degré de certitude de 0,80 en fonction de la différence dans la proportion de terriers occupés qu'il faut déceler (10 nuits d'observation; $P_u = P_o/2$)

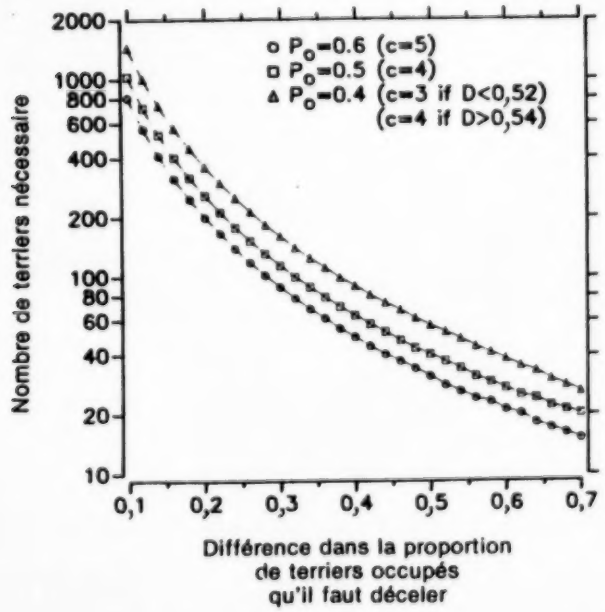


Figure 3
Taille nécessaire de l'échantillon pour l'exécution d'un test bilatéral au niveau de signification de 0,05 et à un degré de certitude de 0,80 en fonction de la différence dans la proportion de terriers occupés qu'il faut déceler (10 nuits d'observation; P_o = 0,5)

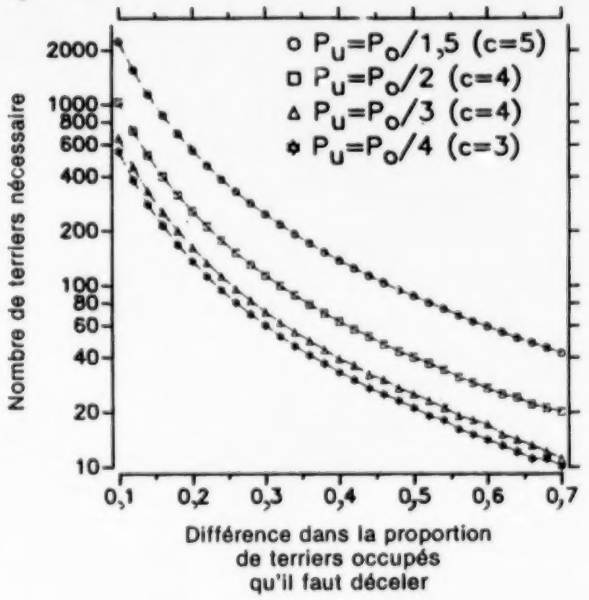
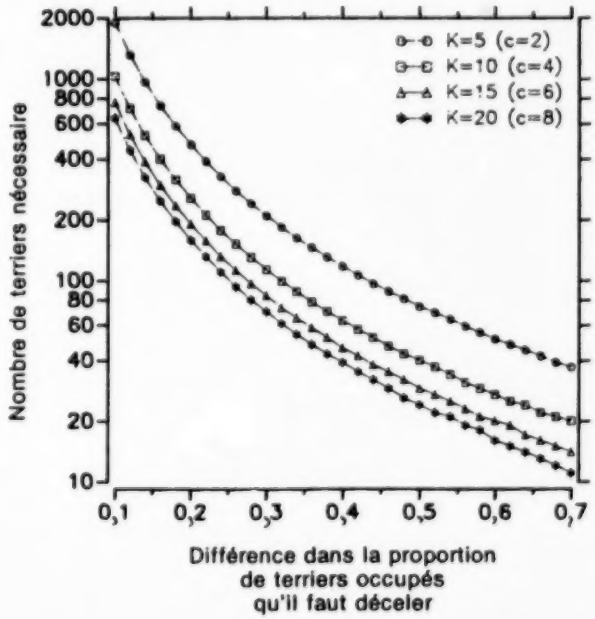



Figure 4
Taille nécessaire de l'échantillon pour l'exécution d'un test bilatéral au niveau de signification de 0,05 et à un degré de certitude de 0,80 en fonction de la différence dans la proportion de terriers occupés qu'il faut déceler (P_o = 0,50 et P_u = 0,25)